

中国货币政策冲击预期效应的实证研究

——基于贝叶斯推断的BVAR、BSVAR、BVECM和BDSGE模型

袁 靖^{1,2}, 孙爱玲³

(1. 山东工商学院, 山东 烟台 264005 ;2. 厦门大学, 福建 厦门 361005 ;3. 烟台职业学院, 山东 烟台 264670)

摘 要: 采用贝叶斯推断下的VAR模型、SVAR模型、VECM模型和DSGE模型对我国货币政策冲击预期效应进行有效估计和评价的结论表明, 货币政策冲击效应存在较大波动性和不稳定性。我国货币政策的货币供应量传导存在明显滞后效应, 滞后期大约为6个月到15个月, 而利率传导几乎没有滞后效应, 对产出有明显滞后效应, 而对于通货膨胀率几乎没有滞后效应。我国GDP增长率对货币政策冲击比货币供应量增长率反应强烈, 货币供应量增长率为逆周期变量, GDP增长率为顺周期温和变量, 我国货币供应量具有明显内生性特质。

关 键 词: 货币政策冲击预期效应; 贝叶斯推断; VAR模型; SVAR模型; VECM模型; DSGE模型

中图分类号: F830.31

文献标识码: A

文章编号: 1006-3544(2014)03-0003-05

一、引言

自 2008 年美国金融危机以来, 各国政府将加强宏观冲击预期效应估计及预测作为宏观调控的重要内容。过去 10 年中国人民银行在运用货币政策进行宏观调控时常处于矛盾的尴尬境地, 其中有的矛盾来自于货币政策最终目标之间的相互制约, 如促进经济增长、增加就业与稳定币值的矛盾; 有的矛盾来自于社会舆论, 如在由某些农产品短缺引致的物价上涨时, 社会舆论较普遍地将其认定为通胀, 要求采取紧缩的货币政策, 此时人行不采取紧缩举措将面临“行政不作为”的责难, 采取紧缩措施又很难准确把握对相关实体经济部门和经济运行走势的影响程

度。由此可见估计和评价货币政策冲击预期效应的重要性。

当前学者们大多采用单一计量经济模型或向量自回归模型(VAR)来研究货币政策冲击预期效应, 估计方法采用经典最小二乘法、广义矩估计和极大似然估计, 缺乏微观经济理论基础, 模型动态调整机制是根据统计检验得到, 因而处理方法具有随意性。Kydland 和 Prescott(1982)与 Long 和 Plosser(1983)构造的动态随机一般均衡(DSGE)模型具有显性建模框架、理论一致性、宏微观分析相结合、长短期分析有机整合等优点, 而 DSGE 模型的主要问题是由于模型设定参数太多, 大多采用校准及模拟方法进行估计, 而这种方法得到的参数估计解大多是角边解而不是最优解。

学者采用传统计量经济分析方法面临如下挑战: (1)模型识别。如何在模型中体现货币政策的预期变化及其冲击效应? 由于传统计量经济模型如标准 VAR 模型的残差没有赋予经济含义, 因此传统计量经济分析是无法识别政策预期冲击效应的。(2)交叉等式限制。目前大部分宏观经济模型是联立方程, 而联立方程会出现交叉等式限制条件, 传统计量经

收稿日期: 2014-03-06

基金项目: 国家社科基金项目(12CTJ018); 国家教育部人文社会科学研究青年基金项目(12YJC910013); 全国统计科学研究项目(2013353); 国家博士后科学基金项目(2013M531544)

作者简介: 袁靖(1977-), 女, 山东聊城人, 博士, 山东工商学院统计学院副教授, 厦门大学经济学院应用经济学博士后流动站研究人员, 研究方向为金融数量分析; 孙爱玲(1961-), 女, 山东烟台人, 烟台职业学院经管系副教授, 研究方向为经济管理。

济分析方法没有提供足够的信息识别交叉等式限制,因此得到的模型估计解是随意解而不是最优解。(3)高维模型解。宏观经济模型会包含大维度宏观变量和金融变量的面板数据,这会导致待估参数太多及如何识别这些高维度变量的联动效应。传统计量经济分析方法存在无法提供足够信息识别这种联动效应的问题,因而无法对大维度数据进行建模分析。

Christiano 和 Lars(1998)、Gupta 等(2002)、刘斌、黄先开和潘红宇(2001)、郭庆旺、贾俊雪(2004)、黄贇琳(2005)和刘斌(2008)等考察了货币政策与宏观经济稳定之间的关系,普遍认为货币政策冲击影响宏观经济稳定。但上述文献中由于货币政策冲击预期估计方法缺乏微观基础、动态性和前瞻性特征,因此预期效应未得到准确度量,由于未使用贝叶斯计量经济方法,而采用传统计量经济方法,因此得到的模型估计解不是最优解,无法对冲击预期进行政策解析。

贝叶斯计量经济方法属于全信息估计方法,对于模型设定及交叉等式限制等问题可以通过提供密集化似然函数及将不同的先验函数转换为后验函数更新算法来解决。

鉴于此,本文采用贝叶斯推断的 BVAR、BSVAR、BVECM 和 BDSGE 模型对我国货币政策预期冲击进行建模,以有效识别我国货币政策冲击预期效应。

二、模型构建及解决估计策略

(一)贝叶斯 VAR(BVAR)模型

1. BVAR 模型设定

根据 Sims(1980),本文构建包含四个主要宏观变量(产出、通货膨胀率、利率和货币供给量)的标准 VAR(4)模型:

$$y_t = \Phi_c + \Phi(L)y_t + u_t, u_t \sim N(0, \Sigma) \quad (1)$$

给定先验分布 $p(\Phi, \Sigma)$ 和似然函数 $L(Y_1, T | Y_{-p+1:p}, \Phi, \Sigma)$, 则根据贝叶斯定理得到后验概率密度函数 $p(\Phi, \Sigma | Y) L(Y_1, T | Y_{-p+1:p}, \Phi, \Sigma) p(\Phi, \Sigma)$, 本文设定 $p(\Phi, \Sigma)$ 服从拟威布尔多元正态联合分布, 先验分布采用明尼苏达先验分布(Minnesota 先验)。

2. 先验分布的选择

首先 VAR 不是简约式模型,有很多待估参数,如 5 个内生变量的 VAR(4)包含 105 个系数,若没有先验信息很难得到精确估计,以及进行模型脉冲响应和预测。其次选择先验分布依赖于分析目的,如

有学者目的是得到后验分布密度,有学者目的是利用 MCMC 进行贝叶斯推断,对于 VAR 模型若分析目的是前者,则多采用共轭先验分布,若分析目的是后者则不需采用共轭先验分布。

早期贝叶斯 VAR 模型的研究均由明尼阿波利斯联邦储备银行或明尼苏达州立大学的学者进行(Doan、Litterman 和 Sims 1984, Litterman 1986),因此被称为著名的明尼苏达先验分布。此先验将 Σ 用 $\hat{\Sigma}$ 代替,而早期甚至假设 Σ 为对角矩阵,这样 VAR 等式可以一次就被估计,此先验分布的缺点是需要估计一个未知矩阵($\hat{\Sigma}$)。

由于不需要考虑 Σ , 只需考虑 α 的先验分布,明尼苏达先验假设:

$$\alpha \sim N(\alpha_{M_t}, V_{M_t}) \quad (2)$$

对于 α_{M_t} , 若使用增长率数据如 GDP 增长率,则明尼苏达先验假设所有 $\alpha_{M_t} = 0$, 若使用水平数据,则假设 α_{M_t} 服从随机游走。

由于明尼苏达先验分布设定简单,在实际应用中非常广泛。Banbura、Giannone 和 Reichlin(2010)采用明尼苏达先验对 100 个变量的 VAR 模型进行估计预测,发现其预测能力优于因子模型。

(二)贝叶斯 SVAR(BSVAR)模型

由于 VAR 模型中随机误差项 u_t 没有赋予任何经济含义,学者将其改进形成 SVAR 模型,SVAR 中的 u_t 则被赋予经济含义即结构性冲击。

一个标准 SVAR(4)模型定义为:

$$y_t = \Phi_c + \Phi(L)y_t + \Phi_\varepsilon \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I), \Phi_\varepsilon \Phi_\varepsilon' = \Sigma \quad (3)$$

设定 $\Sigma = A \Omega A'$, 其中 Ω 为三角矩阵 A 为 Σ 的 Cholesky 分解, 给定先验分布 $p(\Phi, \Sigma, \Omega)$ 和似然函数 $L(Y_1, T | Y_{-p+1:p}, \Phi, \Sigma, \Omega)$, 则根据贝叶斯定理得到后验概率密度函数 $p(\Phi, \Sigma, \Omega | Y) L(Y_1, T | Y_{-p+1:p}, \Phi, \Sigma, \Omega) p(\Phi, \Sigma, \Omega)$, 本文设定 $p(\Phi, \Sigma)$ 服从拟威布尔多元正态联合分布, 先验分布仍然采用明尼苏达先验分布(Minnesota 先验)。

(三)贝叶斯 VECM(BVECM)模型

在对宏观经济变量长期动态行为进行建模时,学者们发现很多宏观经济时间序列是非平稳数据,自 Granger(1974)提出虚假回归后,大部分学者开始采用协整及误差修正模型(VECM)进行建模。

考虑两两变量的 VECM 模型:

$$\Delta y_t = \Phi_0 + \alpha \beta' y_{t-1} + \Phi(L) \Delta y_t + u_t, u_t \sim N(0, \Sigma) \quad (4)$$

其中 $\Phi(L)=\Phi_1L+\Phi_2L^2$ 。

(四) 贝叶斯 DSGE(BDSGE)模型

本文采用 Del Negro 和 Schorfheide(2010)的 DSGE 模型,模型包含居民、中间产品生产商、最终产品生产商和中央银行,由于 DSGE 模型为非线性方程组,处理方法采用线性化后进行估计,本文仅给出模型解。

GDP 和通货膨胀率、利率及货币供给量线性高斯状态空间解为:

$$\begin{bmatrix} \log(Y_t) \\ \log(H_t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \log(Y_0) \\ \log(H_0) \\ 0 \quad 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \log(\gamma) \\ 0 \end{bmatrix} t + \begin{bmatrix} C_Y^K & C_Y^\alpha & C_Y^A+1 & C_Y^B \\ C_H^K & C_H^\alpha & C_H^A & C_H^B \end{bmatrix} S_t$$

$$S_t = \Phi S_{t-1} + \begin{bmatrix} \sigma_a & 0 \\ \sigma_a & 0 \\ 0 & \sigma_b \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^a \\ \varepsilon_t^b \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \varepsilon_t^a \\ \varepsilon_t^b \end{bmatrix} \sim iid N(0, I) \quad (5)$$

DSGE 模型的估计大多采用校正估计方法,本文采用贝叶斯估计方法,根据 MH 算子得到后验分布 $p(\theta|Y^T)$,其中 θ 为模型待估参数。

三、实证分析

(一) 数据来源

本文采用中国经济数据库我国 2002 年 1 季度至 2012 年 3 季度数据。数据包括 GDP 增长率、通货膨胀率(通货膨胀率=(季度 CPI-1)×100%)、短期利率(根据我国具体情况采用银行间 7 天同业拆借利率)和货币供给量 M_2 增长率。符号表示为 y 、 cpi 、 r 、 M_2 。四变量波动图见图 1。

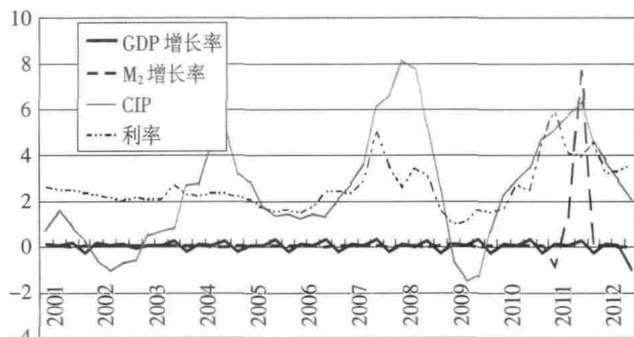


图 1 我国 GDP、 M_2 、CPI、利率波动图

图 1 显示我国 GDP 增长率呈波动趋势,进入 2012 年下降趋势明显,前三季度 GDP 增速分别为 8.1%、二季度增长 7.6%、三季度增长 7.4%。通货膨

胀率和利率样本内有波动,通货膨胀率波动较大。随着“4 万亿”财政投资的实施,我国经济增长缓慢复苏,但同时也伴随着通货膨胀势头重现。2011~2012 年货币供给量波动较大,货币供应量波动较货币政策调整时期晚,具有明显的时滞效应,且货币供给量的大幅波动不利于经济平稳运行。

(二) 单位根检验

对四个变量进行单位根检验如下:

表 1 变量单位根检验

变量	ADF 值	检验类型(c, μ)	10%临界值	是否平稳
$\log y$	-5.182	(c, ρ)	-2.601	非平稳
$\log cpi$	-3.342	(c, μ)	-2.601	平稳
$\log r$	-2.569	(c, μ)	-2.601	平稳
$\log M_2$	-5.018	(c, ρ)	-2.601	非平稳
$\Delta \log y$	-3.066	(c, ρ)	-3.186	平稳
$\Delta \log M_2$	-2.036	(c, μ)	-2.603	平稳

注:检验类型中括号中的 c 和 t 分别表示检验方程中是否包括截距和趋势,例如 $\rho=0$ 表示不包括截距, $\mu=0$ 表示不包括趋势。

表 1 变量平稳性检验结果显示, GDP 增长率和货币供给量增长率水平值非平稳,一阶差分平稳,而通货膨胀率和利率为平稳序列。因此可对 GDP 增长率和货币供给量增长率建立 VECM 模型。

(三) BAVR 模型后验分布估计

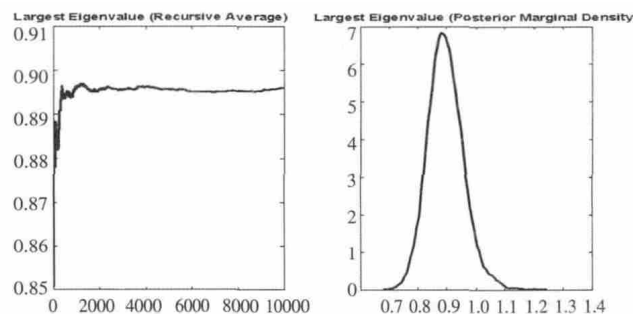


图 2 BVAR 模型后验分布

图 2 为模型 $p(\Phi, \Sigma|Y)$ 的后验分布函数和概率密度函数即 CDF 和 PDF,图形显示,后验分布呈较好正态分布形式。因此可以采用此方法进行 BSVAR、BVECM 及 BDSGE 模型建模进行货币政策冲击预期分析。

(四) BSVAR 模型估计

由于 BSVAR 模型对冲击赋予经济含义,因此对 BSVAR 模型进行脉冲响应分析。

图 3 描述了 GDP 增长率、通货膨胀率、短期利率和货币供应量增长率 4 个内生变量的后验均值对于 1 标准单位“扩张性”货币政策冲击的反应轨迹

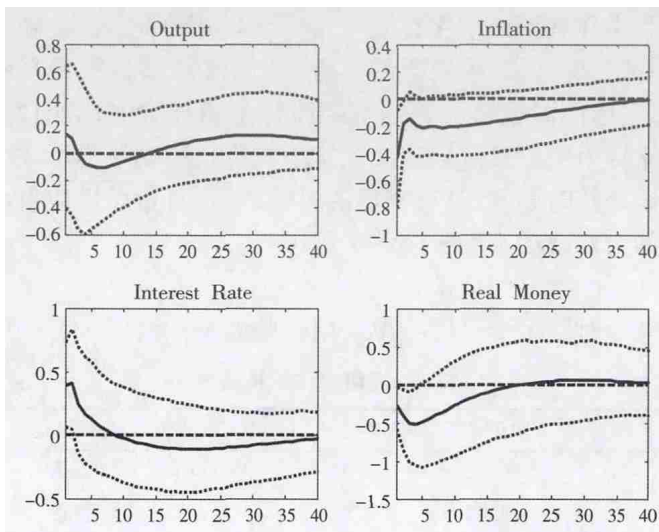


图3 货币政策脉冲响应轨迹

(实线)以及95%HPD置信集(虚线)。

国内很多学者对货币冲击脉冲响应进行分析,其中李春吉和孟晓宏(2006)基于新凯恩斯主义垄断竞争模型研究了中国经济波动问题,分析认为货币政策冲击同技术冲击和政府支出冲击等一样可以产生明显的经济波动;王晓芳和毛彦军(2012)研究表明货币供给冲击对通货膨胀波动有显著影响,但对产出波动的影响偏小;隋建利、刘金全和庞春阳(2011)将太阳黑子冲击与货币政策冲击进行比较研究,结论是对内生变量波动的贡献率而言,我国货币政策冲击和“太阳黑子冲击”的作用都较为微弱。以上分析仅有隋建利、刘金全和庞春阳(2011)给出冲击脉冲响应HPD置信集。

对比隋建利、刘金全和庞春阳(2011)的货币冲击脉冲响应HPD置信集,图3显示的本文冲击反应函数95%HPD置信集宽很多,这表明货币政策冲击效应存在较大波动性和不稳定性,这给央行评定政策有效性带来很大困难。

货币政策通过利率的传导机制使央行货币供应量上升,导致实际利率下降,利率变化进一步通过资本边际效率的影响使投资增加,最终导致总支出和总收入的增加,图3显示一个预期货币政策冲击导致产出增长率在随后一期上升0.15个百分点,利率提高40个基点,而通货膨胀率则下降0.4个百分点,货币供应增长率下降0.2个百分点,随后通货膨胀率在回复稳态水平之前迅速上升0.2个百分点,货币供应量增长率在回复稳态水平之前迅速下降0.3个百分点,利率则迅速下降50个基点。可见我国货币政策的货币供应量传导存在明显滞后效应,滞

后期大约为6个月到15个月,而利率传导几乎没有滞后效应,对产出有明显滞后效应,而对于通货膨胀率几乎没有滞后效应。这说明一方面货币供应量作为货币政策中介目标的可行性大大下降,应大力推进利率市场化,将利率作为主要货币政策中介目标;另一方面社会对通货膨胀率包容性较差,通货膨胀反应敏感,因此今后央行货币政策操作应多关注通货膨胀率效应,增强货币政策透明度。

(四)BVECM模型估计

由于GDP增长率和货币供给量增长率两变量满足协整关系,因此本文构建货币供应量增长率对GDP增长率的BVECM模型,模型表示为:

$$\Delta y_t = \beta + \alpha_1 ECM_{t-1} + \alpha_2 \Delta M_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

估计结果如图4。

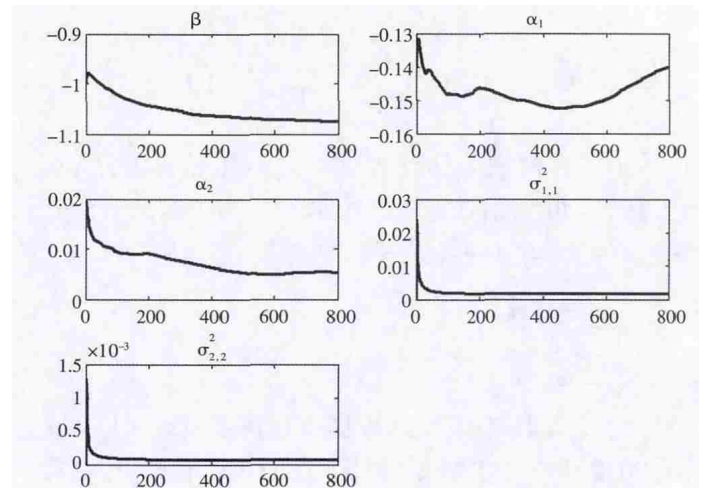


图4 BVECM模型系数后验递归均值

图4显示 β 的递归均值估计结果为-1.09, α_1 、 α_2 后验递归均值估计结果为-0.14和0.005, ECM_{t-1} 及 ε_t 的方差 $\sigma^2_{1,1}$ 和 $\sigma^2_{2,2}$ 的估计结果均接近0。参数估计结果表明GDP增长率对于货币供给量增长率的反应系数为0.005,即正向变动,这与货币政策传导机制理论相一致,但系数较小,说明我国GDP增长率对货币供给量增长率反应不敏感,又一次证明了我我国货币供应量作为货币政策中介目标的可操作性下降。GDP增长率对误差修正项反应系数为-0.14,为反向变动,说明偏离非均衡的误差将会得到修正,在其他条件不变的情况下,因变量第t期的变化可以消除上一期(t-1期)14%的非均衡误差,慢慢回复稳态水平。

将GDP增长率与货币供给量增长率随机趋势剔除,将决定性趋势分离出来,如图5所示。

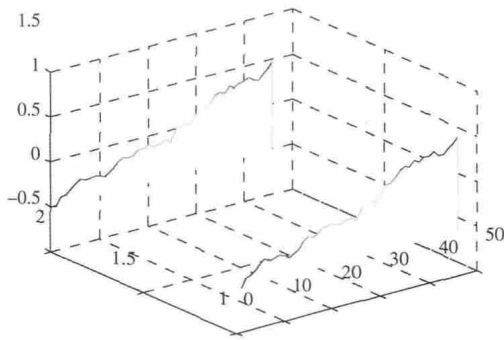


图5 GDP增长率与货币供应量增长率决定性趋势

从图5可以看出,GDP增长率与货币供应量增长率对于扩张性货币政策冲击的长期决定性趋势是增长趋势,GDP增长率的增长趋势高于货币供应量增长率的决定性趋势,这与前文分析结果一致,表明我国GDP增长率对货币政策冲击比货币供应量增长率反应强烈。

(六)BDSGE模型估计

估计模型(5),将DSGE模型参数的后验递归均值和后验边际概率密度函数作图6和图7。

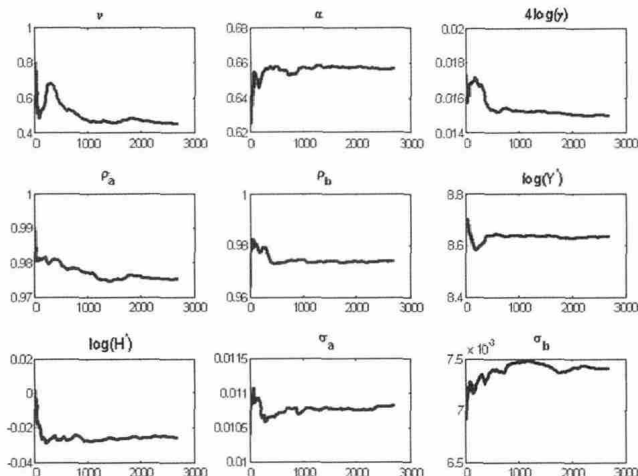


图6 BDSGE模型参数后验递归均值

DSGE模型参数 v 、 α 分别代表价格调整概率和生产的资本产出弹性,图6显示 v 、 α 的估计结果为0.45和0.65,这与黄贇琳和陈昆亭等的设定(0.5, 0.5)比较接近。 ρ_a 、 ρ_b 为产出冲击和货币供应量冲击一阶自回归系数,估计结果接近0.97。 σ_a 、 σ_b 为产出冲击和货币供应量冲击一阶自回归标准差,估计结果为0.0108和 7.4×10^{-3} ,产出冲击标准差较大,而货币供应量冲击标准差较小,说明我国货币供应量作为中介目标可控性降低。 γ 为货币政策参数, Y 、 H 为GDP增长率和货币供应量增长率,可以看出,货币供应量增长率为逆周期变量,GDP增长率为顺周期

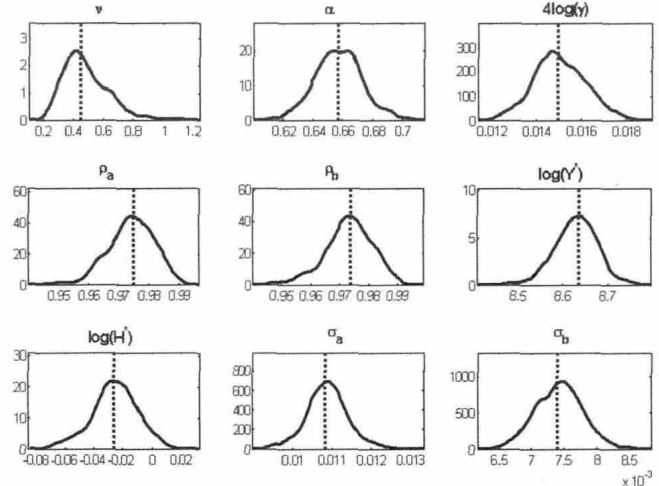


图7 BDSGE模型参数后验边际概率密度函数

温和变量,若以货币供应量为中介目标则我国货币政策实际效力非常小,货币供应量滞后增长意味着GDP增长是货币供应量增长的原因,说明我国货币供应量 M_2 具有内生性特质。

四、结论与政策建议

本文构建了贝叶斯推断下的VAR模型、SVAR模型、VECM模型和DSGE模型,对货币政策冲击预期效应进行有效识别,采用贝叶斯推断的后验分布函数和概率密度函数形式都接近现实情况,采用贝叶斯推断可有效刻画货币政策冲击效应。实证分析结果显示我国货币政策冲击效应存在较大波动性和不稳定性,货币政策的货币供应量传导存在明显滞后效应,而利率传导几乎没有时滞效应,对产出有明显滞后效应,而对于通货膨胀率几乎没有滞后效应,我国GDP增长率对货币政策冲击比货币供应量增长率反应强烈,货币供应量增长率为逆周期变量,GDP增长率为顺周期温和变量,我国货币供应量具有明显内生性特质。

实证分析结果的启示是,货币供应量作为货币政策中介目标的可控性、可操作性和相关性大大降低,而利率具备良好的可控性和相关性,央行应大力促进利率市场化,将利率作为主要货币政策中介目标;另一方面实证分析显示我国社会对通货膨胀率包容性较差,反应敏感,如在由某些农产品短缺引起的物价上涨时,社会舆论较普遍地将其认定为通胀,要求采取紧缩的货币政策,而央行则会担心紧缩货币政策对相关实体经济部门和经济运行走势的影响程度,归根到底实质是无法确定货币政策对实体经济部门的冲击预期效应,

(下转第56页)

性,即公司治理机制与公司的非效率投资间存在跨时期的相互作用。

本文的研究丰富了公司治理机制与公司非效率投资间关系的研究,以动态的视角研究了公司治理机制与公司非效率投资间的关系,研究结果表明公司的监督机制与激励机制在抑制公司的非效率投资方面并非相互独立的,而是存在替代关系,上市公司在实施公司治理机制以抑制公司的非效率投资时应考虑到监督机制与激励机制间的替代关系对公司治理机制实施效果的影响。

参考文献:

- [1] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure[J]. Journal of financial economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [2] 方红星,金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资: 理论分析与经验证据[J]. 会计研究, 2013(3): 63-69.
- [3] Kim E H, Lu Y. CEO ownership, external governance and risk-taking[J]. Journal of Financial Economics, 2011, 102(2): 272-292.
- [4] Wintoki M B, Linck J S, Netter J M. Endogeneity and the dynamics

of internal corporate governance[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 105(3): 581-606.

- [5] 吕峻. 政府干预和治理结构对公司过度投资的影响[J]. 财经问题研究, 2012(1): 31-37.
- [6] Richardson S. Over-investment of free cash flow [J]. Review of Accounting Studies, 2006(11): 159-189.
- [7] 龚炜, 刘星, 安灵. 股权集中、控制权配置与公司非效率投资行为——兼论大股东的监督抑或合谋?[J]. 管理科学学报, 2011(11): 81-96.
- [8] 张兆国, 刘亚伟, 卞小林. 管理者背景特征、晋升激励与过度投资研究[J]. 南开管理评论, 2013(4): 32-42.
- [9] 程新生, 谭有超, 刘建梅. 非财务信息、外部融资与投资效率——基于外部制度约束的研究[J]. 管理世界, 2012(7): 137-150.
- [10] 詹雷, 王瑶瑶. 管理层激励、过度投资与企业价值[J]. 南开管理评论, 2013(3): 36-46.
- [11] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2011 年度报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [12] Flannery M J, Hankins K W. Estimating dynamic panel models in corporate finance[J]. Journal of Corporate Finance, 2012.

(责任编辑: 龙会芳 校对: 李丹)

(上接第7页) 因此本文给今后央行评价货币政策冲击效应提供了一个框架, 并且今后央行货币政策操作应多关注通货膨胀率效应, 增强货币政策透明度, 既可以做到有效控制通货膨胀, 又能够预期到对产出的负面影响程度, 这对于今后货币政策操作有重要的理论和实践意义。

参考文献:

- [1] Banbura M, Giannone D, and Reichlin L. (2010). Large Bayesian VARs, Journal of Applied Econometrics, 25, 71-92.
- [2] Belviso F, and Milani F. (2006). Structural factor augmented VARs (SFAVARs) and the effects of monetary policy, Topics in Macroeconomics, 6, 2.
- [3] Bernanke B, Boivin J, and Elias P. (2005). Measuring monetary policy: A Factor augmented vector autoregressive (FAVAR) approach, Quarterly Journal of Economics, 120, 387-422.
- [4] Canova F. (1993). Modeling and forecasting exchange rates using a Bayesian time varying coefficient model, Journal of Economic Dynamics and Control, 17, 233-262.
- [5] Canova F, and Ciccarelli M. (2009). Estimating multi-country VAR models, International Economic Review, 50, 929-959.

- [6] Carlin B, and Chib S. (1995). Bayesian model choice via Markov chain Monte Carlo methods, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 57, 473-84.
- [7] Chib S, Nardari F, and Shephard N. (2002). Markov chain Monte Carlo methods for stochastic volatility models, Journal of Econometrics, 108, 281-316.
- [8] Del Negro M, and Otrok C. (2008). Dynamic factor models with time varying parameters: Measuring changes in international business cycles, Federal Reserve Bank of New York Staff Report no. 326.
- [9] Korobilis D. (2009b). VAR forecasting using Bayesian variable selection, manuscript.
- [10] 李春吉, 孟晓宏. 中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析[J]. 经济研究, 2006(10).
- [11] 王晓芳, 毛彦军. 预期到的与未预期到的货币供给冲击及其宏观影响[J]. 经济科学, 2012(2).
- [12] 隋建利, 刘金全, 庞春阳. 基于太阳黑子冲击视角的中国货币政策有效性测度[J]. 管理世界, 2011(9).

(责任编辑: 郝彦平 校对: 卢艳茹)